

Evaluatie van arbeidsmarktprognoses naar beroep

Citation for published version (APA):

Bakens, J., Fouarge, D., & de Lombaerde, G. (2021). *Evaluatie van arbeidsmarktprognoses naar beroep*. ROA. ROA Technical Reports No. 002 <https://doi.org/10.26481/umarot.2021002>

Document status and date:

Published: 11/03/2021

DOI:

[10.26481/umarot.2021002](https://doi.org/10.26481/umarot.2021002)

Document Version:

Publisher's PDF, also known as Version of record

Please check the document version of this publication:

- A submitted manuscript is the version of the article upon submission and before peer-review. There can be important differences between the submitted version and the official published version of record. People interested in the research are advised to contact the author for the final version of the publication, or visit the DOI to the publisher's website.
- The final author version and the galley proof are versions of the publication after peer review.
- The final published version features the final layout of the paper including the volume, issue and page numbers.

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal.

If the publication is distributed under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license above, please follow below link for the End User Agreement:

www.umlib.nl/taverne-license

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us at:

repository@maastrichtuniversity.nl

providing details and we will investigate your claim.



Evaluatie van arbeidsmarktprognoses naar beroep

Jessie Bakens

Didier Fouarge

Griet de Lombaerde

ROA Technical Report

ROA-TR-2021/2

Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt | ROA
Research Centre for Education and the Labour Market | ROA

Evaluatie van arbeidsmarktprognoses naar beroep

Jessie Bakens
Didier Fouarge
Griet de Lombaerde

ROA-TR-2021/2
February 2021

Research Centre for Education and the Labour Market
Maastricht University
P.O. Box 616, 6200 MD Maastricht, The Netherlands
T +31 43 3883647 F +31 43 3884914

secretary-roa-sbe@maastrichtuniversity.nl
www.roa.nl

ISSN: 2666-884X

Inhoud

1	Inleiding	2
2	Literatuur	4
3	Methodiek	12
4	Data	14
5	Resultaten	17
6	Conclusie	28
	Referenties	31

1 Inleiding

Het Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt (ROA) stelt elke twee jaar de prognoses op voor de Nederlandse arbeidsmarkt voor een periode van zes jaar vooruit.¹ De prognoses als onderdeel van het Project Onderwijs-Arbeidsmarkt (POA)² bieden inzicht in de verwachte aansluiting tussen onderwijs en de arbeidsmarkt, en de bijhorende discrepanties tussen vraag en aanbod voor beroepen en opleidingen. Deze informatie is van groot belang voor huidige en toekomstige studenten, werkgevers en werknemers, en de overheid bij het maken van keuzes op de arbeidsmarkt. De arbeidsmarktprognoses worden door ROA aangeboden aan de hand van kengetallen voor beroepen en opleidingen die de perspectieven voor schoolverlaters enerzijds (Indicator Toekomstige Arbeidsmarkt-perspectieven), en voor werkgevers en onderwijsaanbieders anderzijds (Indicator Toekomstige Knelpunten in de Personeelsvoorziening naar Beroep) weergeven. Om de kwaliteit van het onderzoek te garanderen worden periodiek evaluatiestudies uitgevoerd.

In dit rapport wordt een evaluatie van de arbeidsmarktprognoses voor beroepen gegeven. Dit betekent dat er wordt gekeken in hoeverre de Indicator Toekomstige Knelpunten in de Personeelsvoorziening naar Beroep (ITKB) in de jaren volgend op de prognoses een goed beeld heeft laten zien van de feitelijke ontwikkelingen op de arbeidsmarkt in prognoseperiode. De ITKB is een construct dat aangeeft wat de kans is dat de gewenste personeelssamenstelling naar opleiding binnen beroepen gerealiseerd kan worden, rekening houdend met het verwachte aanbod per opleiding (Bakens et al., 2020). Omdat het een construct is, kunnen feitelijke realisaties van de ITKB niet worden geobserveerd. Om die reden bestaat deze evaluatiestudie uit een vergelijking van de voorspelde ITKB in een prognosejaar met de ontwikkeling van een aantal indicatoren die indicatief zijn voor de veranderen vraag-aanbod verhouding in beroepen voor de prognose periode, zoals de ontwikkeling in vacatures en het loon.

¹ Het project wordt door NRO bekostigd (dossiernummer 405-17- 900) met bijdragen van het Ministerie van OCW, het Ministerie van Landbouw, Natuur en Voedselkwaliteit (LNV), het Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties (BZK) en het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (SZW), almede met aanvullende bekostiging daar het UWV Werkbedrijf, de stichting Samenwerking Beroepsonderwijs Bedrijfsleven (SBB), en Randstad Nederland. <https://www.nro.nl/onderzoeksprogrammas/poa> Deze evaluatiestudie is in 2019 uitgevoerd en door Covid-19 vertraagd uitgegeven.

² <https://roa.nl/research/research-projects/project-onderwijs-arbeidsmarkt-poa>

Een evaluatie van de prognoses is belangrijk om de betrouwbaarheid te garanderen en beter inzicht te verkrijgen in de onzekerheden die spelen bij (elke vorm van) het maken van prognoses. Een evaluatiestudie van de prognoses speelt een belangrijke rol bij het waarborgen van de kwaliteit van de prognoses en dient als input voor het verder ontwikkelen van de onderliggende modellen door ROA.

In hoofdstuk 2 wordt eerst besproken hoe prognoses in de literatuur beoordeeld worden, en welke informatie hierover in de praktijk beschikbaar is. Deze literatuurstudie dient als basis voor onze opzet van de evaluatie van de ITKB. In hoofdstuk 3 beschrijven wij onze methodiek en in hoofdstuk 4 de gebruikte databronnen. In hoofdstuk 5 volgt een evaluatie van de ITKB-prognoses van 2014-2018, die uitgebracht zijn in december 2013 (ROA, 2013). Hoofdstuk 6 vat onze conclusies samen.

2 Literatuur

Kwaliteit van prognoses vergelijken

Evaluatiestudies van arbeidsmarktprognoses bestuderen de kwaliteit van prognoses vaak vanuit de methodiek van Granger en Newbold (1986). Deze is gebaseerd op de volgende vragen: (i) zijn de huidige prognoses beter dan de beschikbare alternatieven? (ii) hoe goed zijn de huidige voorspellingen? (iii) kunnen aanpassingen in de huidige voorspelmethode leiden tot verbeteringen van de kwaliteit van de voorspellingen? (Bertrand-Cloodt, 2010).

Prognoses kunnen vergeleken worden met de kwaliteit van eerdere prognoses (Bertrand-Cloodt, 2010), of met de kwaliteit van huidige alternatieven (i.e., andere (prognose)modellen). Wat opvalt bij het bestuderen van de literatuur, is dat er weinig kwantitatieve evaluaties van arbeidsmarktprognoses zijn. Dit komt voornamelijk doordat het moeilijk is om prognoses onderling te vergelijken doordat prognoses van elkaar verschillen in het gebruik van data, modellen en meetinstrumenten (Bureau of Labor Statistics, 2018; Meagher en Pang, 2011). Daarnaast wordt het vergelijken van prognoses tussen landen en tussen verschillende onderzoeksinstituten bemoeilijkt omdat er een gebrek is aan documentatie van de gehanteerde methodes. Het gevolg is dat evaluaties en vergelijkingen van prognoses voornamelijk kwalitatief van aard zijn. Wat de voor- en nadelen van deze prognosemodellen betreft, is een belangrijk voordeel van kwantitatieve modellen, dat deze empirisch getoetst kunnen worden, terwijl alternatieve modellen soms slechts kwalitatief of interpretatief geëvalueerd worden, waarbij er vaak niets gezegd wordt over de onnauwkeurigheid van deze alternatieve modellen. Een nadeel van kwalitatieve prognosemodellen is dat deze vaak een imperfect beeld van de gerealiseerde uitkomsten geven (Meagher en Pang, 2011). Recent zien we dat in Europa steeds meer instanties die arbeidsmarktprognoses maken informatie delen en samenwerken, bijvoorbeeld via het Europees Centrum voor de ontwikkeling van de beroepsopleiding (CEDEFOP).

Een vaak voorkomende aanpak om te evalueren hoe “goed” de prognoses zijn, is het bestuderen van de voorspellingsfouten van de betreffende prognoses. De voorspellingsfout geeft de afwijking weer tussen de voorspelde waarde van een indicator, en de gerealiseerde waarde hiervan op de arbeidsmarkt (Bertrand-Cloodt, 2010). Het gaat dan bijvoorbeeld om de voorspelde en de gerealiseerde werkloosheid of de loonontwikkeling.

Arbeidsmarktprognoses kunnen ook indicatoren voorspellen die niet direct gemeten kunnen worden op de arbeidsmarkt, zoals een voorspelde indicator van krapte. Het meten van de voorspellingsfout is er dan op gericht om correlerende indicatoren met elkaar te vergelijken. Op basis van deze voorspellingsfouten kunnen andere maatstaven opgesteld worden (o.a. score, verlies, kwalitatieve typeringen, etc.)³ die het mogelijk maken om verdere uitspraken te doen over hoe goed de huidige voorspellingen zijn, en vergelijkingen te maken met alternatieve prognoses. Ook in deze studie zullen we gebruik maken van deze methode.

Gebruikte aanpak bij kwantitatieve evaluaties

Een aantal landen die arbeidsmarktprognoses maken, evalueren deze prognoses ook. Voor de evaluatie van de Amerikaanse arbeidsmarktprognoses vergelijkt het Amerikaanse Bureau of Labor Statistics (BLS, 2018) haar eigen complexe voorspellingsmodellen met een 'naïef' model. Een naïef model is een meer simpele manier om de ontwikkeling van de arbeidsmarkt te voorspellen, zoals het doortrekken van de structurele trend van het verleden naar de toekomstige jaren. Voor het opstellen van de Amerikaanse arbeidsmarktprognoses analyseert het BLS bevolkingsprognoses en trends in de participatiegraad van demografische groepen voor verschillende beroepsgroepen, die vervolgens worden gebruikt voor het schatten van deze arbeidsmarktprognoses. Als de gebruikte prognosemodellen op alle vlakken het naïef model overtreffen wat betreft de werkelijke ontwikkelingen op de arbeidsmarkt, heeft het gebruik van de prognosemodellen toegevoegde waarde (BLS, 2018).⁴ Om deze analyses te voeren, heeft de BLS gestandaardiseerde methodes om toekomstige projecten te evalueren, zoals de 'dissimilarity index', die het verschil weergeeft tussen de voorspelde en de werkelijke verdeling van de verschillende groepen over de arbeidsmarkt; de 'Mean Absolute Percent Error' (MAPE), die een gewogen maat is voor de nauwkeurigheid van de voorspellingen van de verschillende arbeidsmarktcomponenten; en de potentiële waarden van macro-economische variabelen zoals het BBP en de werkloosheid (BLS,

³ De score is een maatstaf voor het vergelijken van de kwaliteit van twee alternatieve prognoses. Deze is de verhouding tussen de voorspelkwaliteit van de prognose en van de referentieprognose. Een score kleiner dan 1 betekent dat de prognose beter voorspelt dan de referentieprognose (Bertrand-Clodt, 2010). Het verlies is het kwadraat van de relatieve voorspelfout. De relatieve voorspelfout is het verschil tussen de realisatie van een voorspelde variabele en de prognose daarvan, gedeeld door het aantal werkzame personen in die groep. Hierbij wordt verondersteld dat de relatieve voorspelfout normaal verdeeld is. Dit kan zowel individueel als op geaggregeerd niveau berekend worden (Bertrand-Clodt, 2010).

⁴ Dit is de conclusie die ROA trekt aan de hand van een vergelijking tussen het huidige model en een 'naïef' model. Zie tekstbox 3 in Bakens et al. (2020).

2018). Over deze kwantitatieve evaluatie en de gebruikte maatstaven is er helaas uiterst weinig documentatie te vinden.

De Australische arbeidsmarktprognoses zijn gebaseerd op het MONASH-model. Dit algemeen-evenwichtsmodel houdt rekening met factoren zoals toekomstige of structurele veranderingen die vraag en aanbod doen verschuiven, afwijkend van de huidige trend. Ook Meagher en Pang (2011) evalueren de doelmatigheid van het MONASH-model door de voorspellingsfouten te bestuderen. Dit doen ze aan de hand van de absolute percentage error (APE), en aan de hand van standaardfouten. De APE wordt berekend als het verschil tussen de prognose van de werkgelegenheid en de werkelijke uitkomst, als behaald uit een schatting van de Labour Force Survey. Vervolgens, wordt hier het gewogen gemiddelde van berekend, waarbij fouten in grote industrieën een groter gewicht krijgen dan de fouten in kleine industrieën. Uiteindelijk wordt de Employment-Weighted Average Percentage Error (EWAPE) berekend. Om de grootte van deze fouten te beoordelen, vergelijken Meagher en Pang (2011) ze met de fouten behaald uit alternatieve prognosemodellen. Een van die alternatieve modellen is de tijdreeks-extrapolatie van historische LFS-datatrends voor industrieën. De conclusie van de studie is dat de MONASH-prognoses beter presteren dan de tijdreeks-extrapolaties, omdat de prognoses economisch beredeneerd zijn (Meagher en Pang, 2011).

Evaluaties van prognoses naar opleiding door ROA

Ook voor de arbeidsmarktprognoses van het ROA zijn eerder evaluatiestudies uitgevoerd. Dupuy (2009) en Bertrand-Cloodt (2010) hanteren dezelfde techniek waarbij voorspelde arbeidsmarktindicatoren vergeleken worden met de werkelijke staat van de arbeidsmarkt aan de hand van correlaties en regressies. In de onderzoeken worden uitspraken gedaan over de voorspelkracht en betrouwbaarheid van de arbeidsmarktprognoses op basis van voorspelfouten en de score.

Dupuy (2009) evalueert een onderdeel van de Nederlandse arbeidsmarktprognoses naar opleidingsniveau: de indicator toekomstige arbeidsmarktperspectieven (ITA). De ITA geeft in essentie de discrepantie weer tussen vraag en aanbod op de arbeidsmarkt voor de verschillende opleidingstypes, met andere woorden, de verwachte arbeidsmarktperspectieven per opleidingstype. Dit is een ratio van het verwachte aanbod over zes jaar ten opzichte van de verwachte vraag over zes jaar (Bakens et al. 2019). Dupuy (2009) evalueert de ITA over 2006-2012, berekend in 2006. Bij een voorspelde disbalans tussen vraag en aanbod per opleiding is niet altijd goed vooraf vast te stellen hoe de arbeidsmarkt terug in evenwicht zal komen. Het kan via prijsaanpassingen (via veranderingen in loon), kwantiteitsaanpassingen (gediplomeerden in richtingen die in overaanbod zijn, zullen wijken naar andere banen), substitutie (werkgevers kunnen hun personeelseisen aanpassen wanneer zij niet aan personeel kunnen komen) of een combinatie van deze mechanismen.⁵ Omdat er veel aanpassingsmechanismen mogelijk zijn, worden de prognoses vergeleken met een serie gerealiseerde arbeidsmarktindicatoren afkomstig uit de SIS-data, de HBO-monitor, en de WO-monitor (nu NAE geheten). Onder gerealiseerde arbeidsmarktindicatoren naar opleidingstypes vallen o.a. de werkloosheidsgraad, de langdurige werkloosheidsgraad, het aandeel schoolverlaters dat werk vindt in een ander domein dan hun opleiding, het aandeel dat werk vindt 'onder' hun opleidingsniveau, aandeel met vast contract, aandeel met deeltijds werk, gemiddelde (bruto) maandelijks inkomen. De waarde van deze indicatoren per opleidingstype geven aan in hoeverre er sprake is van krapte (of overschot) op de arbeidsmarkt en kunnen daardoor gebruikt worden om de juistheid van de geprognostiseerde ITA, te evalueren. Dupuy (2009) zet de ITA als uitkomstvariabele af in een regressie tegen deze verschillende arbeidsmarktindicatoren, en kijkt vervolgens in welke mate deze variabelen samenhangen met de ITA. De mate waarin de arbeidsmarktindicatoren de variatie in de ITA voorspellen, weergegeven door

⁵ Zie Doel en Opzet in Bakens et al. (2019).

$1 - \bar{R}^2$, is dan een maat voor de betrouwbaarheid van de prognose. Dupuy (2009) laat zien dat 13% van de variatie in de ITA-indicator overeenstemt met de variatie in de verklarende arbeidsmarktvariabelen.

Een verklaring voor deze matige voorspellingen is volgens Dupuy (2009) dat het prognosemodel dat geëvalueerd wordt, geen rekening houdt met structurele veranderingen op de arbeidsmarkt. Dit leidt ertoe dat de coëfficiënten van dit prognosemodel veranderen over de tijd. Met andere woorden, de relatie tussen de ITA en de gerealiseerde arbeidsmarktindicatoren is niet stabiel over de tijd. Om het belang van deze structurele veranderingen aan te tonen, voert Dupuy (2009) eenzelfde regressie uit, gepooled over de jaren, waarbij de coëfficiënten per jaar kunnen verschillen. Dit moet tot een betere benadering van de ITA leiden, rekening houdend met structurele veranderingen. In dit model wordt 15% van de variatie in de ITA-indicator verklaard uit de variatie van de arbeidsmarktvariabelen. Individuele t-testen tonen aan dat de coëfficiënten inderdaad verschillen over de tijd. Een andere oorzaak voor de heterogene effecten in de regressieanalyse, kan liggen in het feit dat mensen met een verschillende opleidingsachtergrond anders kunnen reageren op arbeidsmarktdiscrepanties. Dit kan opgenomen worden in het model op een gelijkaardige wijze als hierboven, door de coëfficiënten te laten variëren over de verschillende opleidingstypes. Ook hier tonen de t-testen aan dat de coëfficiënten voor de verklaarde variabelen variëren over opleidingstypes. Echter, de coëfficiënten voor de verklarende variabelen zijn meestal statistisch insignificant en variëren niet significant over opleidingstypes. Hieruit concludeert Dupuy (2009) dat de verschillen over opleidingstypes veroorzaakt worden door niet-geobserveerde variabelen die samenhangen met structurele veranderingen op de arbeidsmarkt.

Vervolgens gebruikt Dupuy (2009) de gebruikte regressie om de ITA te verklaren aan de hand van de geobserveerde arbeidsmarktindicatoren om de score van de voorspelkracht van de daadwerkelijke voorspelde ITA te evalueren. Uit de studie van Dupuy (2009) blijkt allereerst dat de score van de verschillende ITA-prognoses toegenomen is over de jaren, en dus een afname van de adjusted- R^2 , wat duidt op een verslechtering van de voorspelkwaliteit. Waarschijnlijk heeft dit als oorzaak dat de kwaliteit van de prognose moeilijk te meten is, en niet is afgeleid van een structureel model (Dupuy, 2009). Als we rekening houden met heterogene effecten voor de verschillende opleidingsniveaus, verbetert de score.

In een gelijkaardige studie, evalueert Bertrand-Cloodt (2010) de ITA-prognoses van ROA voor 2003-2008⁶ aan de hand van regressieanalyse. Het gemiddelde verlies en de score zijn de evaluatiecriteria voor de kwaliteit van de prognoses. Bertrand-Cloodt (2010) maakt gebruik van het begrip 'relatieve voorspelfout'. Hiermee wordt bedoeld het verschil tussen het voorspelde aantal werkzame personen en de realisatie ervan. Het verlies van de voorspellingsfout is dan het kwadraat hiervan (onder een normale verdeling) (Bertrand-Cloodt, 2010, p.7). Om inzicht te krijgen in het systematische karakter van voorspelfouten, is het echter handiger om het gemiddelde verlies te beschouwen in plaats van individueel voor iedere opleidingstype of beroepsgroep. Naast het verlies, hanteert Bertrand-Cloodt (2010) ook de score. Hierbij wordt de kwaliteit van de prognose vergeleken met de kwaliteit van een referentieprognose. Als referentieprognose wordt de arbeidsmarktinformatie gebruikt die beschikbaar is voor de gebruikers bij het nemen van beslissingen en in het geval deze prognoses uit het informatiesysteem niet beschikbaar zijn voor hen. Dit is de zogenaamde Same As Before-prognose (SAB), en stemt overeen met de situatie in het basisjaar (Bertrand-Cloodt, 2010). Met betrekking tot de ROA-prognoses worden deze SAB prognoses gebruikt. Deze geeft de informatie weer die studiekeuzers zouden hebben indien ze geen toegang zouden hebben tot de prognoses uit het informatiesysteem.

Na het identificeren van voorspelfouten, kunnen ook de oorzaken van voorspelfouten bestudeerd worden. Een eerste stap hierbij is kijken naar de standaardafwijking van de fouten. Deze geven een indicatie voor de verdeling ervan en over- of onderschatting van voorspellingen⁷. Factoren zoals de omvang en de risico-indicatoren (bijvoorbeeld uitwijkmogelijkheden, conjunctuurgevoeligheid) van de beroepsgroep kunnen de standaardafwijking beïnvloeden.

De empirische analyse van de ITA-indicator brengt de volgende resultaten aan het licht: (i) de gevonden voorspelfouten zijn afhankelijk van de flexibiliteit van de arbeidsmarkt en de uitwijk- en substitutiemogelijkheden, (ii) niet alle opleidingstypes reageren op dezelfde manier op de ontwikkelingen op de arbeidsmarkt en de bijhorende discrepanties, (iii) op een gelijkaardige wijze als Dupuy (2009), schat Bertrand-Cloodt (2010) een statistisch significante relatie tussen de voorspelde ITA-indicator en de gebruikte arbeidsmarktvariabelen. Ook hier lijkt de voorspelkwaliteit van de prognoses achteruit te zijn gegaan, en lijken structurele veranderingen een invloed te

⁶ Wat belangrijk is om op te merken, is dat in 2003 een nieuw model werd gebruikt om de uitbreidingsvraag naar beroep te voorspellen.

⁷ Deze kunnen het gevolg zijn van extrapolatie van trends (Bertrand-Cloodt, 2010, p.16)

hebben op de ITA-prognoses⁸. Bertrand-Cloudt (2010) concludeert dat de ITA een goede indicator is voor zowel de absolute als de relatieve arbeidsmarktpositie van een opleiding. Om beter rekening te houden met structurele ontwikkelingen op de arbeidsmarkt zijn onderdelen van het ROA prognosemodel aangepast, zoals de skill upgrading module in de schatting van de vervangingsvraag (zie Bakens et al. 2020).

Moelijkheden

Zoals in de studies van Dupuy (2009) en Bertrand-Cloudt (2010) ook aangegeven is, is het belangrijk om te achterhalen wat de oorzaak van slechte voorspellingen is, zodat prognoses eventueel verbeterd kunnen worden.

De kwaliteit van een prognose hangt af van verschillende factoren zoals de kwaliteit van de data, de methodiek van de prognose, het gekozen arbeidsmarktmodel met bijhorende aannames en indicatoren, beleid, de staat van de economie zelf, en het niveau van detaillering. Het BLS (2018) noemt enkele factoren die de kwaliteit van de data voor het maken van prognoses beïnvloeden, zoals veranderingen in de categorieën waaronder etnische groepen vallen, veranderingen in de indeling van beroepen, veranderingen in de indeling van sectoren, en verschillen tussen interne en publieke databronnen. Deze factoren zijn ook relevant in het Nederlandse context, bijvoorbeeld omdat de onderliggende data, de Enquête Beroepsbevolking in het geval van de ROA prognoses, onderhevig is aan veranderingen in opzet en mate van detaillering of omdat er bepaalde informatie ontbreekt (zoals beroepsinformatie in registerdata in Nederland).

Er zijn ook factoren die de kwaliteit van de prognoses beïnvloeden die niet makkelijk gecorrigeerd kunnen worden. Dit is bijvoorbeeld dat prognoses op zich al een signaalfunctie hebben voor de arbeidsmarkt. Hierdoor kunnen arbeidsmarktprognoses de gerealiseerde arbeidsmarktsituatie in de voorspelde periode beïnvloeden wanneer bijvoorbeeld studenten en werkgevers hun studiegedrag of wervingsgedrag aanpassen aan de hand van gepubliceerde prognoses. Dit zorgt er uiteraard ervoor dat prognoses minder goed voorspellen, maar wel functioneel zijn.

Wat zijn enkele kenmerken waar een goed prognosemodel aan moet voldoen? Meagher en Pang (2011) geven enkele voorbeelden: de schattingen van de verschillende indicatoren i) vertellen een coherent en consistent

⁸ Dit blijkt uit een parameter consistency-test.

verhaal van de huidige en toekomstige arbeidsmarktsituatie, ii) maken gebruik van een rijke en relevante dataset, economische kennis en expertise, iii) worden met regelmaat geüpdatet, iv) worden regelmatig kritisch geëvalueerd door verschillende belanghebbende partijen, v) worden beschikbaar gesteld voor een breed publiek, en vi) de onderbouwende methodiek wordt op een transparante wijze publiek gemaakt (Meagher en Pang, 2011).

3 Methodiek

Het doel van deze evaluatiestudie is nagaan hoe goed de ITKB als prognose voor de feitelijke ontwikkelingen naar beroepen op de arbeidsmarkt presteert. Zoals bleek uit hoofdstuk 2, zijn er weinig evaluatiestudies waarop we ons kunnen baseren. De studie van Dupuy (2009) biedt enige houvast. In een eerste stap gaan we aan de hand van correlaties na in welke mate de voorspelde indicator enerzijds, en de variabelen voor de gerealiseerde arbeidsmarktsituatie anderzijds, samenhangen. Dit dient als een eerste indicatie om uitspraken te kunnen doen over of we al dan niet de verwachte aanpassingsmechanismen in de data waarnemen. We testen dus de sterkte en de richting van de een-op-een relaties, en geven deze ook grafisch weer. Daarna voeren we een regressieanalyse uit met hetzelfde idee, zowel bivariaat als multivariaat, en zowel statisch als dynamisch⁹. Het onderliggende idee is dat de aanpassingsmechanismen op de arbeidsmarkt vaak niet op korte maar op middellange termijn tot uiting komen. We voeren deze analyse uit voor de correlatie tussen het aantal baanopeningen en vacatures, en tussen de ITKB en de set arbeidsmarktvariabelen uit het ArbeidsmarktInformatieSysteem (AIS). Ten slotte analyseren we hoe goed de 'voorspelde' ITKB presteert in vergelijking met de ITKB voorspeld op basis van de arbeidsmarktvariabelen in de regressieanalyse.

Stap 1: Bivariate correlaties

Stap 1 is een bivariate analyse van de sterkte van de samenhang tussen de indicator van de voorspelde krapte op de arbeidsmarkt naar beroep en de geobserveerde arbeidsmarktvariabelen in de opvolgende jaren. Dit geven we ook grafisch weer aan de hand van correlogrammen. Om de verwachting in verband met deze een-op-een relaties te testen in een bivariate analyse, maken we gebruik van verschillende specificaties van het model. In onze modellen kijken we naar zowel i) de stand van de variabelen, als naar ii) de aanpassingsrichting in het verschil tussen het start- en eindjaar. Dit geeft een meer compleet beeld van de situatie op de arbeidsmarkt.

Stap 2: Regressieanalyse

In stap twee testen we aan de hand van regressies dezelfde bivariate relaties, en bovendien voeren we in navolging van Dupuy (2009) een multivariate regressieanalyse uit. In deze laatste zetten we de voorspelde variabele af

⁹ Bij de statische analyse gebruiken we het niveau van de variabelen per jaar, bij de dynamische analyse gebruiken we de verschillen tussen twee opeenvolgende jaren.

tegen de gehele set van verklarende variabelen. Op deze manier gaan wij na hoe sterk deze variabelen correleren met de ITKB en in welke mate de variatie van de verklaarde variabele overeenkomt met de variatie in de ITKB. Dit is een aanduiding voor de voorspelkracht en kwaliteit van het prognosemodel. Aangezien de verschillende indicatoren van de arbeidsmarktdiscrepanties afzonderlijk slechts een gedeeltelijk beeld geven van de gerealiseerde arbeidsmarktsituatie, moeten we ze gezamenlijk beschouwen in de regressie. Op basis van de adjusted- R^2 die we uit deze resultaten behalen, kunnen we de score berekenen en zo een uitspraak doen over de voorspelkwaliteit van onze indicatoren.

Stap 3: Evaluatie voorspelde ITKB

Een andere manier om de kwaliteit van de ITKB-prognoses te evalueren, is door de voorspelde ITKB af te zetten tegen de 'gerealiseerde' waarden. Om dit te doen schatten wij een model voor de relatie tussen ITKB en indicatoren voor ontwikkelingen op de arbeidsmarkt zoals het aantal vacatures, het loon en het aantal werkenden. Op basis van dit model schatten wij een ITKB op basis van gerealiseerde waarden van deze indicatoren en vergelijken wij deze geschatte ITKB met de door onze geraamde ITKB.

4 Data

Dit hoofdstuk beschrijft de data die gebruikt zijn voor de evaluatie van de ROA-prognoses van de ITKB. De prognoses die we evalueren zijn doorgerekend in 2013 en hebben betrekking op de periode 2014-2020 (ROA 213). In dit onderzoek evalueren we de ITKB en het aantal verwachte baanopeningen (uitbreidingsvraag en vervangingsvraag). De reden dat we ook de verwachte baanopeningen beschouwen, is dat dit een meer eenduidige relatie zou kunnen weergeven met bijvoorbeeld de vacaturedata dan de ITKB welke een samengestelde indicator is.

De ITKB geeft vanuit het perspectief van de werkgevers weer in welke mate er wervingsproblemen voor het invullen van baanopeningen naar beroepen verwacht kunnen worden voor de komende 6 jaar. Het is een relatieve maatstaf voor de knelpunten veroorzaakt door een disbalans tussen vraag en aanbod voor een bepaald beroep¹⁰. Met andere woorden, het “geeft de kans weer dat de gewenste personeelssamenstelling naar opleiding binnen beroepsgroepen gerealiseerd kan worden, rekening houdend met het verwachte aanbod per opleiding” (Bakens et al. 2019, p. xxi). Hoofdcomponenten aan de vraagkant van de ITKB zijn de verwachte baanopeningen in de prognoseperiode: uitbreidingsvraag plus vervangingsvraag. Aan de aanbodkant van de ITKB zijn de verwachte instroom van gediplomeerde in de prognoseperiode en de kortdurige werkloosheid en aanbod van scholieren de belangrijkste componenten (zie paragraaf 4.4 in Bakens et al. 2020).

Een lagere waarde van de ITKB wijst erop dat er meer knelpunten te verwachten zijn voor dat beroep, of dat het aanbod niet voldoende is om de vraag te vervullen. Dit betekent dat lage waardes op de ITKB erop wijzen dat het werven van werkenden uit een bepaalde pool van gediplomeerden uit een specifiek voor dat beroep relevante richting naar verwachting lastig zal zijn voor werkgevers. Als de ITKB de waarde 0 aanneemt, betekent dit dat de vraag helemaal niet vervuld kan worden, de waarde 1 dat er geen knelpunten worden verwacht bij het vervullen van de vraag voor een beroep.

Aangezien de ITKB een samengestelde indicator is (een ratio van verschillende indicatoren), is het mogelijk dat we in een bivariate analyse een minder sterk verband observeren tussen de ITKB en de afzonderlijke arbeidsmarktvariabelen. Naast de ITKB evalueren wij dan ook de prognoses

¹⁰ Deze is afgeleid van de ITA-indicator, die de verhouding weergeeft van het aanbod ten opzichte van de vraag voor opleidingen.

voor baanopeningen. De redenering hierachter is dat de ontwikkeling in vacatures in de prognoseperiode (die feitelijk waargenomen kunnen worden) een directe maatstaf is voor de kwaliteit van de geprognostiseerde baanopeningen.

De ITKB en het aantal baanopeningen worden geraamd over een periode van 6 jaar. Om de prestaties van deze prognose te evalueren, vergelijken we deze met indicatoren van de feitelijke ontwikkelingen op de arbeidsmarkt over diezelfde periode. In navolging van Dupuy¹¹ (2009) gebruiken we een set variabelen uit het ArbeidsmarktInformatieSysteem (AIS) van ROA als verklarende variabelen. De data zijn afkomstig van UWV, de Enquête Beroepsbevolking (EBB) en het Sociaal Statistisch Bestand (SSB), en hebben betrekking op de periode van 2014 tot 2018.¹² Wij relateren de prognoses uit 2013, die betrekking hebben op de verwachten ontwikkelingen in de periode 2014-2018, aan de stand van en ontwikkeling in relevante variabelen die de arbeidsmarktontwikkeling weergeven in die periode. We voeren de analyse uit op het meest gedetailleerde niveau uit de arbeidsmarktprognoses, namelijk per beroepsgroepen op basis van de huidige BRC-beroepenindeling. Uit het AIS gebruiken we de volgende variabelen als indicatoren voor de gerealiseerde arbeidsmarktpositie of arbeidsmarktdiscrepanties: het aantal vacatures (verkregen van UWV), het aantal werkenden (in arbeidsvolume), het percentage met een vast dienstverband, het gemiddeld aantal gewerkte uren per week, het gemiddeld reëel bruto uurloon.

Tabel 1 toont beschrijvende statistieken voor de gebruikte variabelen. Het aantal observaties is gelijk aan het aantal beroepsgroepen in de classificatie, namelijk 113. Voor de ITKB missen we een observatie omdat we voor de beroepsgroep 'managers overig' door een gebrek aan tijdreeksdata geen schattingen hebben. Verder zien we het gemiddelde, de standaardafwijking, minimum, maximum, en in de laatste kolom de bronnen. Het aantal baanopeningen en het aantal vacatures verschillen aanzienlijk. Zoals we later zullen zien, zijn deze twee variabelen positief gecorreleerd, maar niet equivalent aan elkaar. We zien ook een erg hoge maximale waarde voor het gemiddeld aantal gewerkte uren per week. Dit komt met name door de veetelers, die voornamelijk zelfstandigen zijn.

¹¹ Dupuy (2010) gebruikte als verklarende variabelen van de gerealiseerde arbeidsmarktsituatie; de (langdurige) werkloosheidsgraad, het aandeel schoolverlaters dat werk vindt in een ander domein dan hun opleiding, het aandeel dat werk vindt 'onder' hun opleidingsniveau, het aandeel met een vast contract, het aandeel dat deeltijds werkt, het gemiddelde (bruto) maandelijks inkomen.

¹² Toen wij deze analyses hebben uitgevoerd waren data voor 2019 en 2020 niet beschikbaar.

Tabel 1: Beschrijvende Statistieken (basisjaar 2015)

Variabelen	Observaties	Gemiddelde	Standaard-afwijking	Minimum	Maximum	Bron
Baanopeningen	113	2900	2832,99	0	15200	ROA
Uitbreidingsvraag	113	600	951,59	-1800	3400	ROA
Vervangingsvraag	113	2200	2385,22	0	13100	ROA
ITKB	112	0,90	0,04	0,76	0,98	ROA
Vacatures	113	1200	1322,76	0	5700	UWV
Gemiddeld reëel bruto uurloon	113	21	6,89	8	37	SSB/EBB
Aantal gewerkte uren per week	113	33	6,54	14	50	EBB
Aantal werkenden	113	72203,54	61315,59	8000	344500	EBB
Aandeel vast contract	113	83	14,39	31	100	EBB

Bron: ROA (AIS), UWV, SSB/EBB (eigen berekening, afgeronde aantallen)

Verwachte aanpassingsmechanismen

Wat zijn nu de verwachte aanpassingsmechanismen op de arbeidsmarkt wanneer een discrepantie tussen vraag naar en aanbod in beroepen geraamd wordt? Als de baanopeningen hoog zijn dan verwachten we, evenals bij een lage ITKB (wat overeenkomt met meer verwachte knelpunten voor een beroep), dat er meer vacatures zullen openen in de prognoseperiode om deze arbeidsvraag te vervullen.

Bij een lagere ITKB (aanbod is schaars vergeleken bij de vraag), verwachten we dat het gemiddelde reële bruto uurloon zou moeten stijgen in de prognoseperiode omdat werkenden met dat beroep schaars zijn en werkgevers deze mensen willen aantrekken. Op korte termijn kunnen lonen echter 'sticky' blijven, onder meer door bepalingen in de cao's waarin lonen voor een periode vastgelegd worden. Bij een lage ITKB verwachten we een stijging van het aantal werkenden in het betreffende beroep. De verklaring hiervoor is dat door een grotere vraag en de inspanningen van de werkgevers om werknemers te werven met een hoger loon en betere arbeidsvoorwaarden, er over tijd meer werknemers zullen instromen in dit beroep. Dit kan als oorzaak hebben dat deze arbeidsrelatie aantrekkelijker wordt, maar ook dat werkgevers in een bredere pool van opleidingen zullen zoeken. Bovendien, als er minder kansen zijn om werknemers te vinden, zullen werkgevers waarschijnlijk meer doen om werknemers aan te trekken. Dit kan bijvoorbeeld door meer vaste contracten aan te bieden. Aan de andere kant, is het op korte termijn echter wel mogelijk dat de 'tijdelijke' knelpunten opgelost worden door flexibele contracten. Ook het gemiddeld aantal gewerkte uren per week zou moeten stijgen in de prognoseperiode voor beroepen met een lage ITKB: niet alleen zullen werkgevers meer aan werving doen, maar zij zullen ook werkenden aansporen meer uren te werken om de productie in stand te houden.

5 Resultaten

Bivariate correlaties met stand variabelen

In de bivariate analyse dienen de correlaties als een indicatie van de relaties die we in de vorige sectie hebben besproken. Zoals verwacht, toont tabel 2 dat zowel de baanopeningen, als de uitbreidings- en vervangingsvraag, positief gecorreleerd zijn met het aantal vacatures. Daarnaast neemt de correlatiecoëfficiënt toe over de prognoseperiode. Dit betekent dat het verband tussen het aantal baanopeningen en de vacatures sterker wordt naarmate de prognoseperiode verstrijkt. In het vervolg van de analyse zullen we enkel de relatie tussen de vacatures en de baanopeningen verder beschouwen en kijken we niet meer afzonderlijk naar de uitbreidingsvraag en de vervangingsvraag.

Figuur 1 geeft de correlatie uit tabel 2 grafisch weer, waarbij de grootte van de cirkels de grootte van de beroepsgroep weergeeft, en de kleur de beroepsklasse waartoe de beroepsgroep behoort. Met uitzondering van een aantal uitschieters zien we dus een positieve correlatie tussen de baanopeningen en de vacatures. De Mean Absolute Error (MAE) van deze bivariate regressie, het gemiddelde absolute verschil tussen het voorspelde aantal baanopeningen en de daadwerkelijke vacatures, bedraagt 1.360. Dit is een maat voor het gemiddelde verschil tussen de voorspelde variabele, in dit geval de baanopeningen, en de geobserveerde variabele, de vacatures. De MAE geeft aan hoe goed de baanopeningen presteren als voorspelling van het aantal vacatures. Vooral voor de technische beroepen (rood) zien we dat deze over het algemeen goed voorspeld worden. Als we enkele beroepsgroepen als uitschieters¹³ beschouwen en deze vervolgens weglaten, dan verbetert de MAE naar 1.138. Dit betekent dat de voorspelfout gemiddeld 1.138 werkenden bedraagt. Dit is ongeveer 2% van het aantal werkenden in beroepen, waarbij de grotere beroepsgroepen beter voorspeld worden dan de kleine beroepsgroepen.

¹³ Beroepen waarvoor het aantal baanopeningen aanzienlijk groter is dan het aantal vacatures; administratief medewerkers (bedrijfseconomie en administratie), vuilnisophalers en dagbladenbezorgers (transport en logistiek), Beroepen waarvoor het aantal baanopeningen aanzienlijk kleiner is dan het aantal vacatures; callcentermedewerkers outbound en overige verkopers (commerciële beroepen), receptionisten en telefonisten (bedrijfseconomie en administratie), transportplanners en logistiek medewerkers (bedrijfseconomie en administratie), machinemonteurs (techniek), hulpkrachten bouw en industrie (techniek), vrachtwagenchauffeurs (transport en logistiek).

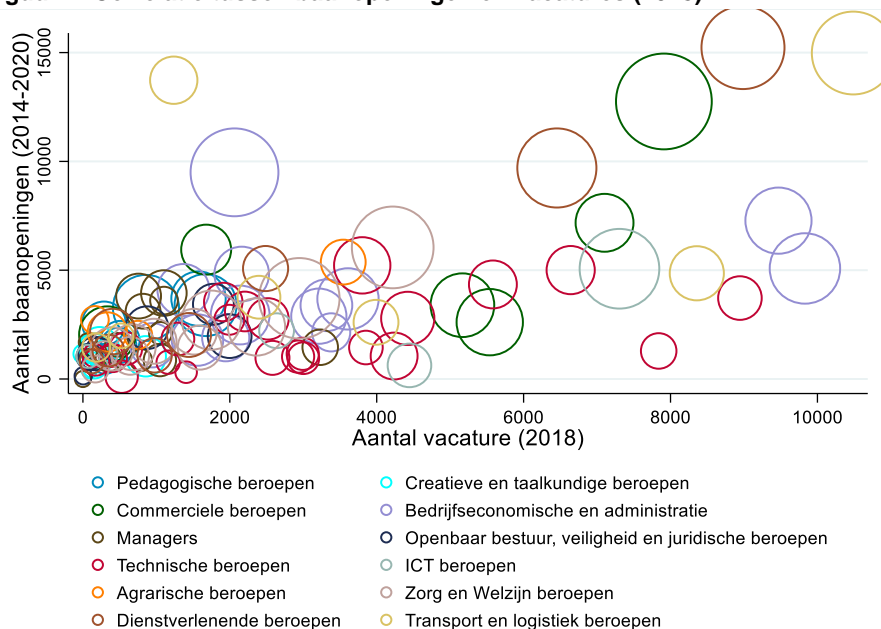
Tabel 2: Correlatie baanopeningen, uitbreidings- en vervangingsvraag, en vacatures

	Baanopeningen	Uitbreidingsvraag	Vervangingsvraag
Vacatures			
2015	0,61	0,56	0,53
2016	0,63	0,54	0,56
2017	0,67	0,54	0,60
2018	0,68	0,54	0,62

Noot: Alle correlaties zijn statistisch significant op 1% significantieniveau

Bron: ROA (AIS) en UWV, eigen berekening

Figuur 1: Correlatie tussen baanopeningen en vacatures (2018)



Bron: ROA (AIS) en UWV, eigen berekening

Tabel 3 geeft de correlaties weer tussen de ITKB en enkele arbeidsmarktvariabelen die indicatief zijn voor de verwachte arbeidsmarktontwikkelingen bij een disbalans tussen vraag en aanbod op de arbeidsmarkt. De correlaties zijn, zoals verwacht kon worden, kleiner dan in tabel 2, maar hebben wel het verwachte teken. Aangezien de ITKB een samengestelde indicator is, is de een-op-een relatie met deze variabelen minder eenduidig en waarschijnlijk daardoor minder sterk dan tussen de baanopeningen en de vacatures. Dit zullen we verder onderzoeken door middel van een (multivariate) regressieanalyse.

Tabel 3: Correlaties ITKB en arbeidsmarktvariabelen

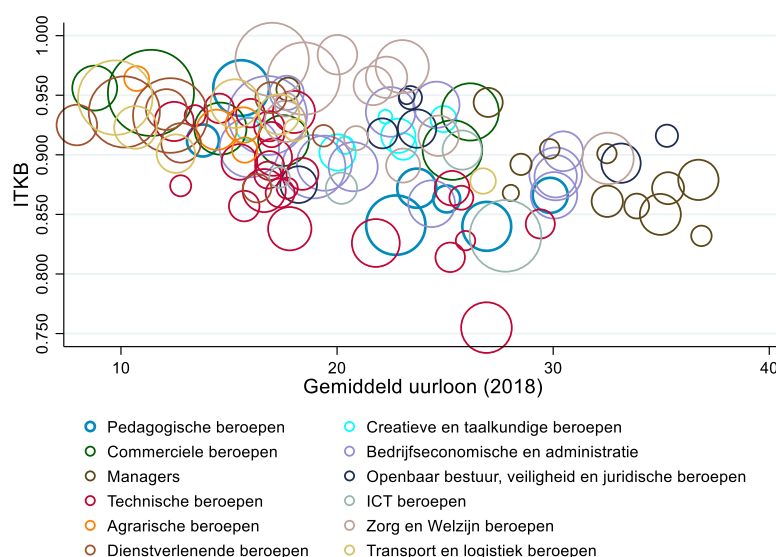
	Gemiddeld reëel bruto uurloon	Gemiddeld aantal werkenden	Gemiddeld gewerkte uren	Aandeel vast contract
ITKB				
2015	-0,52	0,32	-0,53	-0,37
2016	-0,51	0,30	-0,52	-0,36
2017	-0,51	0,33	-0,53	-0,36
2018	-0,52	0,31	-0,52	-0,35

Noot: Alle correlaties zijn statistisch significant op het 1%-significantieniveau

Bron: ROA (AIS) en EBB, eigen berekening

Figuur 2 geeft de correlatie tussen de ITKB-indicator en het gemiddeld reëel uurloon grafisch weer. We zien hier een verwacht negatieve verband. De MAE is 0,028, dat is minder dan een procent van het aantal werkenden, maar deze waarde laat zich moeilijk interpreteren. Wat opvalt, is dat de verschillende beroepsklassen duidelijk geclusterd zijn. Voor de technische beroepen (rood) lijkt er een sterkere negatieve correlatie te bestaan tussen het loon en de ITKB dan voor andere beroepsgroepen. Uit figuur 2 zien we dus dat het negatieve verband tussen een hogere ITKB en een lager loon voor sommige beroepsgroepen sterker is dan voor andere, wat kan duiden op verschil in rigiditeit in het loon in verschillende beroepsgroepen. Dit geeft ook aan dat er voor beroepsgroepen waarvoor het loon minder sterk samenhangt met de ITKB er waarschijnlijk andere aanpassingsmechanisme spelen om een disbalans tussen vraag en aanbod in de personeelsvoorziening op te lossen.

Figuur 2: Correlatie tussen ITKB en gemiddeld reëel uurloon (2018)



Bron: ROA (AIS) en SSB/EBB, eigen berekening

Bivariate correlaties met ontwikkelingen in de tijd

Tabel 4 toont de correlatie tussen het aantal baanopeningen¹⁴ en de ontwikkeling in vacatures tussen 2015 en 2018. Dit is het dynamisch model dat we in de methodiek hebben besproken: bij een hoog niveau van verwachte baanopeningen voor een beroepsgroep kan verwacht worden dat het aantal vacatures zal toenemen. We zien inderdaad een statistisch significant positief verband. Zoals uitgelegd in de methodiek, verwachten we een hogere correlatie indien de arbeidsmarktvariabelen zich niet onmiddellijk maar op de middellange termijn aanpassen. Op het moment dat er in de arbeidsmarktprognoses een groter aantal baanopeningen wordt voorspeld, zien we dus dat het aantal vacatures in de prognose periode over het algemeen ook toe neemt.

Figuur 3 geeft het verband uit tabel 4 weer. Voor alle beroepen zijn de vacatures over de periode 2015-2018 toegenomen, maar alleen voor militaire beroepen waren er in 2018 minder vacatures dan in 2015 (-11). Gemiddeld is de MAE, het absolute verschil tussen de voorspelde baanopeningen en het verschil over de jaren van het werkelijke aantal vacatures gelijk aan 1.375. Met uitzondering van een aantal uitschieters¹⁵ vertonen de baanopeningen een goede samenhang met het verschil in vacatures over de periode van 2015 tot en met 2018.

Tabel 4: Correlatie baanopeningen (2015) en verschil in vacatures (2015-2018)

	Vershil vacatures
Baanopeningen	0,67 ***

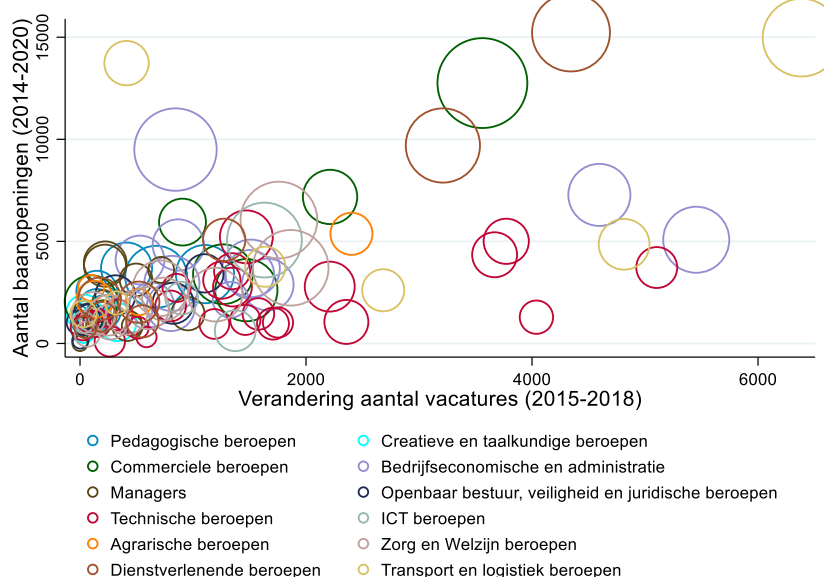
Noot: alle correlaties zijn statistisch significant op het 1%-significantieniveau

Bron: ROA (AIS) en UWV, eigen berekening

¹⁴ Voor de voorspelde indicatoren (de ITKB en de baanopeningen), hebben we eenzelfde waarde voor de periode 2015-2020. Daardoor, berekenen we voor deze variabelen geen verschillen.

¹⁵ Beroepen waarbij het aantal baanopeningen groter is dan het verschil in het aantal vacatures; vuilnisophalers en dagbladenbezorgers (transport en logistieke beroepen). Beroepen waarbij het aantal baanopeningen kleiner is dan het verschil in het aantal vacatures; transportplanners en logistiek medewerkers (bedrijfseconomische en administratieve beroepen) en hulpkrachten bouw en industrie (technische beroepen).

Figuur 3: Correlatie baanopeningen (2018) en verschil in vacatures (2015-2018)



Bron: ROA (AIS) en UWV, eigen berekening

De dynamische analyse voor de ITKB-indicator enerzijds, en de verklarende arbeidsmarktvariabelen anderzijds, worden weergegeven in tabel 5. Zoals verwacht gaat een hogere ITKB gepaard met dalende lonen, wat indicatief is van een overaanbod. De relatie is echter niet sterk, met name door de vele uitschieters die vooral kleine beroepsgroepen betreft (zie figuur 4). De MAE bedraagt in dit geval 0,032, wat iets hoger is dan wanneer we het niveau van het gemiddeld reëel uurloon beschouwen. De correlatiecoëfficiënten van het verschil in gewerkte uren en het verschil in het aantal werkenden hebben niet het verwachte teken. Dit betekent dat bij een voorspeld overaanbod in een bepaald beroep, het gemiddeld aantal uren en het gemiddeld aantal werkenden niet af neemt. In principe is dit tegen de verwachting in, maar zoals ook al eerder aangegeven, is het mogelijk dat in een periode van overschot de aanpassingen langs een ander mechanisme, bijvoorbeeld het loon, voldoende is om evenwicht op de arbeidsmarkt te krijgen. Daarnaast zijn alleen de correlaties tussen de ITKB en het verschil in gemiddeld reëel bruto uurloon en het verschil in gewerkte uren statistisch significant.

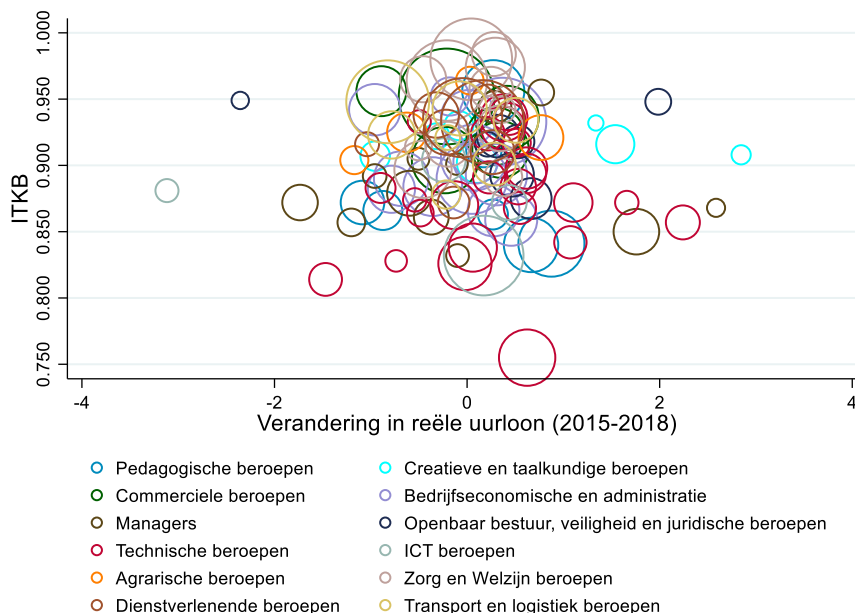
Tabel 5: Correlatie ITKB (2015) en verschil arbeidsmarktvariabelen (2015-2018)

	Verskil gemiddeld bruto uurloon	Verskil aantal werkenden	Verskil gemiddeld aantal gewerkte uren	Verskil aandeel vast contract
ITKB (2015)	-0,16*	0,06	0,25***	-0,03

Bron: ROA (AIS) en EBB, eigen berekening

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Figuur 4: Correlatie ITKB (2018) en verschil gemiddeld reëel uurloon (2015-2018)



Bron: ROA (AIS) en SSB/EBB, eigen berekening

Bivariate en multivariate regressieanalyse

Tabel 6 toont de resultaten uit de regressieanalyse waarbij we het aantal baanopeningen afzetten tegen het aantal vacatures. De eerste specificatie heeft als verklarende variabele de stand van het aantal vacatures in 2018, de tweede specificatie het verschil in het aantal vacatures tussen 2015 en 2018, en de derde specificatie het verschil en de beginstand in 2015¹⁶. Alle specificaties zijn met een constante term.

De correlatietabellen in de voorgaande paragraaf deden al vermoeden dat de samenhang tussen het aantal baanopeningen enerzijds, en het aantal vacatures anderzijds, relatief sterk is. Dit vermoeden wordt hierbij bevestigd doordat alle coëfficiënten statistisch significant zijn. Deze coëfficiënten zijn duidelijk verschillend van 1, wat bovendien bevestigt dat de baanopeningen en de vacatures in principe verschillende maatstaven zijn. De eerste specificatie kunnen we namelijk interpreteren als dat voor elke toename van de vacatures in 2018 met een eenheid (een vacature), er een toename van gemiddeld 5,3 baanopeningen tegenover staat. Als het verschil in het aantal

¹⁶ We hebben ook andere niet-lineaire functionele vormen getest, namelijk met het kwadraat en de derdemacht van vacatures. Deze coëfficiënten waren bij benadering nul en statistisch insignificant.

vacatures tussen 2015 en 2018 stijgt met een vacature, dan nemen de baanopeningen gemiddeld toe met 9,9. Als het aantal vacatures in 2015 toeneemt met een eenheid, dus een extra vacature, en alle andere variabelen blijven gelijk, dan nemen de baanopeningen gemiddeld toe met 3,3. Als het verschil in vacatures toeneemt met een eenheid, dan nemen de baanopeningen gemiddeld toe met 7,3 eenheden. De adjusted-R² bedraagt ongeveer 0,46, wat duidt op een relatief sterke voorspelkracht, in vergelijking met de andere specificaties. De score van de kwaliteit van de ITKB is dus in dit geval 0,54. Dit kunnen we interpreteren als het aandeel van de variatie van het aantal baanopeningen dat niet overeenkomt met de variatie in de vacatures.

Tabel 6: Bivariate regressieanalyse baanopeningen en vacatures

Baanopeningen	(1)	(2)	(3)
Vacatures 2018	5,31*** (0,54)		
Verschil vacatures 2018-2015		9,89*** (1,03)	7,30*** (1,59)
Vacatures 2015			3,34** (1,57)
constante	8.885,42*** (2.547,5)	11.280,9*** (2.413,7)	9.281,9*** (2.556,0)
<i>N</i>	113	113	113
<i>adj. R2</i>	0,46	0,45	0,47

Standaardfouten tussen haakjes

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Voor de regressie van de ITKB op de verschillende arbeidsmarktvariabelen, toont tabel 7 de specificaties die betrekking hebben op de stand van deze variabelen, terwijl tabel 8 ook de verschilvariabelen opneemt. Voor de bivariate regressie van de eerste tabel (specificatie 1 tot en met 4), zijn alle coëfficiënten relatief klein, maar statistisch significant en met het verwachte teken. Deze variëren in absolute waarde tussen 0.001 en 0.02. Als we de variabelen in een multivariate analyse gelijktijdig opnemen, veranderen de coëfficiënten van het aantal werkenden en het aandeel vast contract van teken, en wordt het voor het aantal werkenden zelfs insignificant. Hieruit kunnen we concluderen dat alleen het bruto uurloon en het aantal gewerkte uren samenhangen met de voorspelde ITKB en een indicatie kunnen geven

voor mogelijke aanpassingen op de arbeidsmarkt bij een disbalans tussen vraag en aanbod in deze tijdsperiode (2015-2018). In alle regressie benadert de constante term de waarde 1, wat betekent dat als de overige variabelen nul zijn, er geen knelpunten zijn. Dit stemt overeen met de definitie van de ITKB-indicator. Als we kijken naar de adjusted-R², dan lijkt de regressie met alle variabelen de beste voorspelkracht te hebben, gevolgd door de regressies met alleen het gemiddeld bruto uurloon en alleen het gemiddeld aantal gewerkte uren. Hier leert de score ons dat 66 procent van de variatie in de ITKB niet overeenkomt met de variatie in de verklarende variabelen.

Tabel 7: Bivariate en multivariate regressieanalyse ITKB en arbeidsmarktvariabelen

ITKB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bruto uurloon	-0,003*** (0,0005)				-0,003*** (0,0008)
Gewerkte uren		-0,003*** (0,0005)			-0,003*** (0,0008)
Aantal werkenden (x 100.000)			0,02*** (0,005)		-0,0003 (0,005)
Aandeel vast contract				-0,001*** (0,0002)	0,0009** (0,0004)
constante	0,98*** (0,01)	1,013*** (0,02)	0,89*** (0,007)	0,99*** (0,02)	0,99*** (0,02)
N	112	112	112	112	112
adj. R ²	0,27	0,27	0,09	0,12	0,34

Standaardfouten tussen haakjes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

In Tabel 8 nemen we naast de stand van de arbeidsmarktvariabelen in 2015, ook het verschil op van deze variabelen over de periode 2015-2018. De meeste standvariabelen blijven statistisch significant, terwijl de verschilvariabelen enkel voor het verschil in het gemiddelde bruto uurloon statistisch significant is. Het teken van de coëfficiënten is in ongeveer de helft van de geval niet zoals verwacht. Dit betekent dat er voor de meeste indicatoren sprake is van een verslechtering naarmate de ITKB wijst naar een verwacht hoge aanbod vergeleken bij de vraag. De adjusted-R² is hier aanzienlijk kleiner dan bij de specificaties met enkel standvariabelen. Enkel de multivariate regressie met alle variabelen, scoort hier iets beter: 34 procent

van de variatie in de ITKB komt overeen met de variatie in de verklarende variabelen. Hier hebben (het verschil in) het gemiddelde bruto uurloon, het gemiddelde aantal gewerkte uren en het aandeel vast contract een statistisch significante relatie tot de ITKB. Dit lijken dus de mechanismen te zijn waarop de aanpassingen gebeuren. Het aantal werkenden kan zoals eerder aangehaald, en niet eenduidig mechanisme zijn.

Tabel 8: Regressieanalyse ITKB en arbeidsmarktvariabelen (met verschillen)

ITKB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Bruto uurloon 2015	-0,003*** (0,0005)					-0,003*** (0,0008)
Vershil bruto uurloon	-0,01** (0,006)				-0,01*** (0,007)	-0,01** (0,006)
Aantal werkenden 2015 (x 100.000)		0,02*** (0,005)				-0,001 (0,005)
Vershil aantal werkenden		0,01 (0,03)			0,01 (0,03)	0,02 (0,03)
Gewerkte uren 2015			-0,003*** (0,0005)			-0,002*** (0,0008)
Vershil gewerkte uren			0,001 (0,005)		0,01*** (0,005)	-0,0006 (0,005)
Aandeel vast contract 2015				-0,001*** (0,0003)		0,001** (0,0004)
Vershil aandeel vast contract				0,0003 (0,001)	0,0004 (0,002)	0,002 (0,001)
constante	0,98*** (0,01)	0,89*** (0,007)	1,00*** (0,02)	0,99*** (0,02)	0,92*** (0,007)	0,98*** (0,03)
N	112	112	112	112	112	112
adj. R ²	0,28	0,08	0,27	0,12	0,14	0,34

Standaardfouten tussen haakjes

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

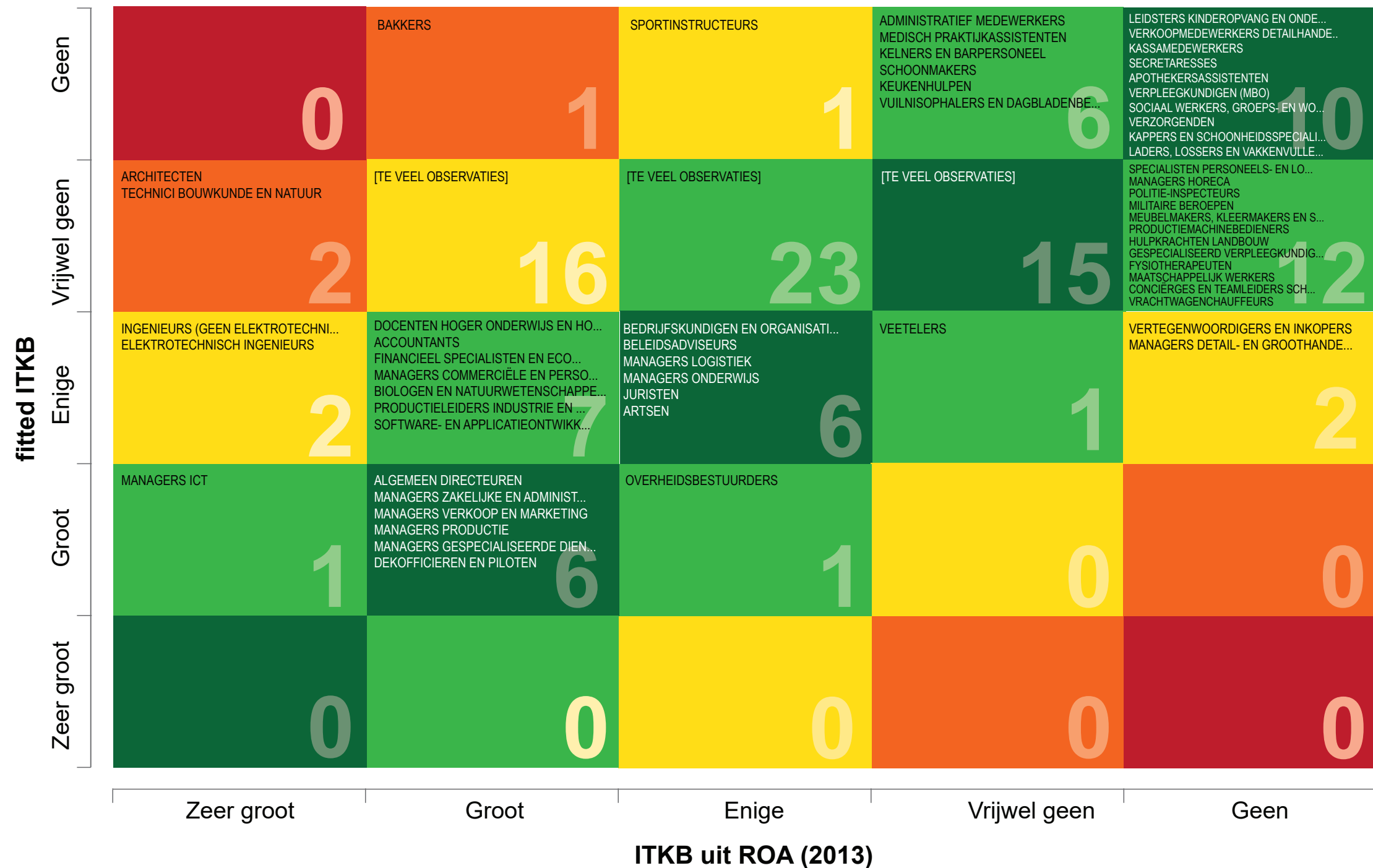
ITKB en realisaties op de arbeidsmarkt

Als laatste stap in deze evaluatiestudie gaan we na hoe goed de geprognostiseerde ITKB ($ITKB_{o,2020}$) scoort, ten opzichte van de gerealiseerde waarde ($\widehat{ITKB}_{o,2020}$). Deze laatste wordt ook de 'fitted' ITKB genoemd en wordt behaald uit de regressie van de ITKB voor een bepaald beroep b op het gemiddeld uurloon (l), het aantal gewerkte uren (u), het aantal werkenden (w) en het aandeel vast contract (v) in het jaar 2018 voor beroep b . Wij zetten de geprognostiseerde ITKB voor 2020 (zoals geschat in ROA, 2013) af tegen de voorspelde 'fitted' ITKB op basis van de variabelen om een intuïtief beeld te krijgen van de kwaliteit van de ITKB prognoses.

$$ITKB_{o,2020} \sim \widehat{ITKB}_{o,2020} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 l_{b,2018} + \hat{\beta}_2 u_{b,2018} + \hat{\beta}_3 w_{b,2018} + \hat{\beta}_4 v_{b,2018}$$

De correlatie tussen ITKB en 'fitted' ITKB is 0,52 en significant op 1%. Vervolgens delen wij de 'fitted' ITKB's in vijf niveaus in, waarbij wij gebruik maken van de ITKB grenswaarden voor de geprognostiseerde ITKB voor 2020 (Clerx et al., 2014). De uitkomsten uit deze vergelijking zijn verwerkt in figuur 5. Beroepen waarvoor de ITKB's overeenstemmen met de aldus geconstrueerde 'fitted' ITKB's staan op de diagonaal: de prognoses zijn in dat geval in overeenstemming met op de arbeidsmarkt waargenomen situatie in de prognosejaren. Figuur 5 laat zien dat 37 beroepsgroepen correct werden voorspeld. Bij nog eens 51 beroepen week de voorspelling een categorie af van de gerealiseerde ITKB. Bij 24 van de 112 beroepsgroepen (1 op de 5 beroepen) is de afwijking twee categorieën of meer. Voor het merendeel van de beroepen lijken de prognoses het dus relatief goed te doen. De beroepen die goed voorspeld zijn, waarvan de waarden overeenkomen en dus af te lezen op de diagonaal, zijn voornamelijk bedrijfseconomische en administratieve beroepen, managers, commerciële beroepen, zorg en welzijn beroepen, en enkele technische beroepen. De beroepen waarvan de voorspellingen, een categorie afwijken zijn vooral; bedrijfseconomische en administratieve beroepen, managers, technische beroepen, openbaar bestuur, veiligheid en juridische beroepen, zorg en welzijn beroepen, en dienstverlenende beroepen. Voor een aantal technische beroepen (zie figuur 5) is de afwijking van de voorspelling soms twee categorieën of meer, maar in eerder onderzoek hebben wij er reeds op gewezen dat voor technische beroepen loonontwikkelingen achterblijven ten opzichte van de feitelijke krapte (Fouarge et al. 2018). Beroepen waarvoor geldt dat de prognoses twee of meer categorieën afwijken zijn met ongeveer 42.500 werkenden kleiner dan de beroepen waarvoor de prognoses in overeenstemming zijn met feitelijke ontwikkelingen in de prognoseperiode (68.500 werkenden). Een verklaring hiervoor kan ook zijn dat bij kleine beroepen de voorspelfout groter is omdat de reeksen waarop deze gebaseerd zijn, relatief volatieler zijn.

Figuur 5: Evaluatie van de voorspelde ITKB (aantal beroepen en naam van beroepsgroepen)



6 Conclusie

Arbeidsmarktprognoses die gebaseerd zijn op een gestructureerde modelmatige aanpak voor de schatting van de van de verwachte uitbreidingsvraag, vervangingsvraag en instroom op de arbeidsmarkt zijn waardevol voor degenen die keuzes moeten maken voor de toekomst: jongeren die overwegen welke studie of beroep te kiezen, voor werkgevers die keuzes moeten maken in hun wervingsstrategie, voor arbeidsmarktbemiddelaars die werkzoekenden aan werk helpen of bijscholing aanbieden, voor beleidmakers die de doelmatigheid van het opleidingsaanbod evalueren, etc. Het nut van dergelijke prognoses ligt in het feit dat deze structurele informatie verschaft betreffende de te verwachten discrepantie tussen vraag en aanbod en daarmee gepaard gaande spanningen op de arbeidsmarkt, waarbij expliciet rekening wordt gehouden met interacties en aanpassingsprocessen tussen deelmarkten. Een van de doelen van het POA project is om de markt van prognose informatie te voorzien.

Evaluatie prognoses naar beroep

Prognoses gaan altijd met enige onzekerheid gepaard. Deze worden om die reden periodiek opnieuw doorgerekend en geëvalueerd aan de hand van nieuwe inzichten en recente arbeidsmarktontwikkelingen. Deze studie richt zich op de kwantitatieve evaluatie van de verwachte vraag-aanbod verhouding naar beroep zoals deze tot uitdrukking komt in de Indicator van de Toekomstige Knelpunten in de personeelsvoorziening naar Beroep (ITKB).

Weinig kwantitatieve evaluaties in literatuur

Uit de literatuur kunnen we afleiden dat er uiterst weinig aan dit soort kwantitatieve evaluaties wordt gedaan. Een gebrek aan gedeelde methodes en praktijken, en aan toegankelijke documentatie omtrent bestaande kwantitatieve evaluaties, maakt het lastig om de kwaliteit van alternatieve methodes en indicatoren te vergelijken. In het algemeen kan men stellen dat de kwaliteit van een prognose af hangt af van verschillende factoren zoals de kwaliteit en consistentie van de gebruikte data, de methodiek van de prognose, het gekozen arbeidsmarktmodel met bijhorende aannames en indicatoren, beleid en beleidsveranderingen, de staat van de economie zelf, en de mate van detaillering.

Aanpak: prognoses vergelijken met feitelijke ontwikkelingen

Deze studie geeft zowel een kwantitatieve als een kwalitatieve uitspraak over de voorspelkwaliteit van de ITKB. Met andere woorden, hoe goed deze indicator presteert als prognose van de te verwachten discrepanties in vraag en aanbod voor beroepen op de arbeidsmarkt, en dit in vergelijking met de variabelen voor de gerealiseerde arbeidsmarktsituatie over de prognose periode. We doen dit ook voor een component van de ITKB, namelijk de baanopeningen, die we afzetten tegenover het aantal (en de ontwikkeling in het aantal) vacatures. We toetsen dus of we de aanpassingsmechanismen in een arbeidsmarkt met veel of weinig knelpunten observeren die we verwachten vanuit de economische theorie. Kwantitatief

onderzoeken we aan de hand van bivariate correlaties en multivariate regressies hoe deze indicatoren van de arbeidsmarkt elkaar gelijktijdig beïnvloeden, waarbij we kijken naar de aanpassingsmechanismen op de middellange termijn. Aanpassingen bij een disbalans tussen vraag en aanbod naar beroep kunnen lopen via het loon, het aantal werkenden, het aantal gewerkte uren, secundaire arbeidsvoorwaarden (soort contract), etc. waarbij vooraf niet altijd duidelijk is welk mechanisme zal prevaleren. Kwalitatief vergelijken we de ITKB zoals voorspeld door ROA met de ITKB geconstrueerd aan de hand van arbeidsmarktvariabelen die een beeld geven van realisaties in de prognoseperiode. Hieruit kunnen we afleiden welke beroepen over het algemeen goed voorspeld worden.

Positieve relaties baanopeningen en vacatures, en krapte en lonen

Uit de analyses blijkt dat het aantal verwachte baanopeningen een sterke positieve samenhang toont met het aantal vacatures in de prognoseperiode. Wat goed nieuws is, is dat de correlatiecoëfficiënten verbeteren over de jaren waarover de voorspelling is gedaan. Aangezien ROA prognoses maakt voor de middellange termijn, is dit dus een aanwijzing voor de goede voorspelkracht van de prognoses. Voor de samenhang tussen ITKB en de arbeidsmarktvariabelen (zoals loon, aantal werkenden, gewerkte uren, soorten contract), is de relatie minder sterk. Een reden hiervoor kan zijn dat aangezien de ITKB een samengestelde indicator is, deze relaties minder eenduidig te vatten zijn. Vooral de relatie tussen de voorspelde ITKB en het bruto uurloon, en het gemiddelde aantal gewerkte uren lijkt te verlopen zoals verwacht: bij geprognosticeerde krapte stijgen de lonen en het aantal gewerkte uren van werkenden in die beroepen.

Knelpuntindicator vaak goed voorspeld

Als wij de geraamde ITKB afzetten tegen een geconstrueerde ITKB aan de hand van arbeidsmarkttuitkomsten per beroep in de prognoseperiode, concluderen we dat de meeste beroepen relatief goed voorspeld werden. Het gaat dan voornamelijk om bedrijfseconomische en administratieve beroepen, management beroepen, en zorg en welzijn beroepen. Wat opvalt is dat binnen de technische beroepen de variatie erg groot is wat betreft de kwaliteit van de voorspellingen. Waar veel technische beroepen goed voorspeld werden, wijken andere, met name kleine beroepen, meer af. Desalniettemin, er is geen vermoeden van systematisch slecht voorspelde beroepen. Ook dit is goed nieuws, aangezien het niet wijst op systematische fouten in het prognosemodel. In het algemeen geldt dat vooral ontwikkelingen in kleine beroepen lastiger te voorspellen zijn wat samen kan hangen met een grotere ruis in de tijdreeksen van de data die als basis van het voorspellingsmodel gelden (hoe kleiner de aantallen werkenden hoe groter de ruis of hoe groter de fluctuaties door de tijd). Het verlangen van prognose informatie voor kleine, specifieke beroepen of opleidingen door stakeholders staat dus haaks op het belang van betrouwbaarheid. Een mogelijke oplossing hiervoor is het gebruik van kleine domein schatters die het mogelijk maken om, met hulpinformatie, betrouwbare cijfers te produceren wanneer het aantal waarnemingen klein is. Samen met CBS, werkt ROA aan de toepassing van dergelijke methodes (Bijlsma et al., 2020).

Blijven evalueren

Het opstellen van prognoses gaat gepaard met tal van moeilijkheden. De kwaliteit wordt dan ook beïnvloedt zowel door endogene (de data, het model, de gekozen economische theorie, de aannames...) als door exogene factoren (de stand van de economie, beleid...). Bovendien hebben de prognoses een signaalfunctie voor de arbeidsmarkt, aangezien schoolverlaters, werknemers en werkgevers, beleidsmakers hun keuzes hierop baseren (zie bijvoorbeeld de Koning et al. 2019). Dit kan een reden zijn waarom prognoses lastig te evalueren zijn. Desalniettemin willen wij het belang van dergelijke evaluaties benadrukken omdat het helpt de kwaliteit van de arbeidsmarktprognoses te bewaken. Dit kan door periodiek de opgestelde prognoses af te zetten tegen indicatoren van waargenomen ontwikkelingen op de arbeidsmarkt zoals wij in dit rapport hebben gedaan. Zo hebben wij, in het licht van de covid uitbraak in maart 2020, de validiteit van de ROA prognoses uit 2019 vastgesteld aan de hand van de ontwikkeling in de UWV vacatures (Bakens et al., 2020).

Referenties

Bakens, J., Bijlsma, I., Dijkman, S., Fouarge, D., & de Lombaerde, G. (2019). *De arbeidsmarkt naar opleiding en beroep tot 2024*. Maastricht: ROA-R-2019/7.

Bakens, J., Bijlsma, I., Dijkman, S., Fouarge, D., & de Lombaerde, G. (2020). *Methodiek arbeidsmarktprognoses en -indicatoren 2019-2024*. Maastricht, ROA-TR-2020/3.

Bakens, J., Fouarge, D., & Goedhart, R. (2020). Beroepen met complexe vaardigheden minst geraakt door de coronacrisis. *ESB*, 105(4789), 410-413.

Bertrand-Cloodt, D. (2010), *Evaluatie uitbreidingsvraag en indicator toekomstige arbeidsmarktsituatie (ITA) tot 2008*, ROA-TR-2010/6, Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt, Universiteit Maastricht.

Bijlsma, I., van den Brakel, J., Van der Velden, R., & Allen, J. (2020). Estimating literacy levels at a detailed regional level: An application using Dutch data. *Journal of Official Statistics*, 36(2), 251-274.

Bureau of Labor Statistics (BLS, 2018), Methods of Project evaluations. Retrieved from: <https://www.bls.gov/emp/evaluations/methods.htm>

Clerx, R., F. Cörvers, S. Dijkman, D. Fouarge & A. Künn-Nelen (2014). *Methodiek arbeidsmarktprognoses en -indicatoren 2013-2018*. ROA-TR-2014/3. Maastricht: ROA.

De Grip, A., Meijboom, P., & Willems, E.J.T.A. (1993). *Vacancies, employment growth and the demand for newcomers on the labour market*. (ROA Research Memoranda; No. 1E). Maastricht: Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt, Faculteit der Economische Wetenschappen.

Dupuy, A. (2009), *An evaluation of the forecast of the indicator of the labour market gap*, ROA-TR-2009/3, Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt, Universiteit Maastricht.

Engle, R. & Granger, C., (1986), *Forecasting Economic Time Series*, Orlando.

Fouarge, D., Bakens, J., & Bijlsma, I. (2018). *Aansluiting Technisch Onderwijs en de Arbeidsmarkt*. ROA. ROA Technical Reports No. 006

Koning, B. de, R. Dur, D. Fouarge (2019). *Correcting Erroneous Beliefs about Job Opportunities and Wages: A Field Experiment on Education Choices*, Workshop Improving Quality and Returns to Education, Leuven, 15 November 2019.

Meagher, G. & Pang, F. (2011), *Labour Market Forecasting, Reliability and Workforce Development*, Centre of Policy Studies Monash University. Retrieved from: <http://www.copsmodels.com/ftp/workpapr/g-225.pdf>

ROA (2013). *De arbeidsmarkt naar opleiding en beroep tot 2018*. Maastricht: ROA-R-2013/11